

金融发展与女性劳动参与的地区差异

申广军 邹静娴*

内容提要 本文分析了金融发展与女性劳动参与的关系。由于技能劳动比非技能劳动与资本的互补性更强,因此金融发展带来的资本深化将提高企业对技能劳动的相对需求。又因为女性在技能劳动方面具有比较优势,因此金融发展最终可以吸引更多女性参与经济活动。本文实证地检验了金融发展对女性劳动参与决策的影响。城市层面的分析说明,金融发展程度较高的城市有着较高的女性劳动参与率。微观个体层面的分析给出了一致的证据:金融发展程度较高的地区,女性更多地进入劳动力市场,并且这一效果对于高学历女性更为显著。

关键词 金融发展 女性劳动参与率 资本技能互补

一 引言

劳动参与率是经济活动人口(包括就业者和失业者)占劳动年龄人口的比率,是用来衡量人们参与经济活动状况的指标(赖德胜,2012)。2000年以来,中国劳动力市场的一个重要变化是女性劳动参与率不断下降,而同期其他主要经济体的女性劳动参与率则稳步提高。这一现象已经得到较多的研究。但是,女性劳动参与率的地区差异却一直没有得到研究者的重视。我们根据2005年全国1%人口抽样调查的微观数据计算了各个城市的女性劳动参与率^①,发现不同城市的女性劳动参与率有着显著差异,其中最高值达到最低值的两倍(表1)。地区之间的比较显示,东部地区和省会、

* 申广军,中央财经大学经济学院,电子邮箱:hnshgj@126.com;邹静娴,北京大学国家发展研究院,电子邮箱:zoujingxian@gmail.com。

① 这里指的是城镇地区16~55岁女性的劳动参与率,具体计算方面请见第三部分。

直辖市的女性劳动参与率不仅均值较大，而且标准差远小于中西部地区及非省会城市。以上事实说明，女性参与经济活动的意愿或者机会存在显著的地区差异，这意味着劳动力资源存在一定的闲置，潜在经济产出损失较多，而探讨背后的原因正是本文的主题。

表 1 不同地区的女性劳动参与率

地区	个数	均值(%)	标准差(%)	最小值(%)	最大值(%)
全国	336	69.17	8.126	44.54	89.97
东部地区	101	71.61	5.977	53.36	85.06
中部地区	105	65.97	8.167	44.54	89.97
西部地区	130	69.85	8.748	44.54	89.97
省会及直辖市	31	70.07	5.038	55.84	79.73
一般城市	305	69.07	8.376	44.54	89.97

注释：东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等 11 个省(市)；中部地区包括 8 个省级行政区，分别是山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南；西部地区包括的省级行政区共 12 个，分别是四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西和内蒙古。

资料来源：作者根据 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算得到。

对于女性劳动参与率的研究，既有文献往往从供给方面着手，强调其反映了潜在劳动者对工作收入与闲暇的选择偏好，并从个人、家庭和社会经济环境三个维度寻求解释变量。个人层面的变量，例如自身教育水平、年龄和健康状况等，都显著地影响女性参与经济活动的可能性 (Killingsworth & Heckman, 1986)。在家庭层面，许多实证文章发现，家庭总收入（主要是配偶收入）以及年幼子女数目都会显著降低女性劳动供给 (Blau & Robins, 1988; Kleven et al., 2009)，这可以由家庭内部分工理论 (Blau & Robins, 1988) 和时间分配理论 (Becker, 1985) 等进行解释。此外，在宏观层面，较多文献分析了税收、社保体系对女性就业的影响 (如 Meyer & Rosenbaum, 1999; Eissa & Hoynes, 2004)，而文化传统、制度背景等因素也进入研究者的视野 (Fernández et al., 2004; Fernández, 2013; 丁仁船, 2008)。国内的研究中，葛玉好和曾湘泉 (2011) 从性别歧视的角度、姚先国和谭岚 (2005) 从教育的角度、杜凤莲 (2008) 从儿童看护时间的角度等分析了女性劳动参与率的变动。这些研究在一定程度上可以解释国内女性劳动参与率在宏观层面的变化趋势，但对其地区差异的解释不足。本文则主要从地区差异方面提供与他们互补的研究。

以上研究强调女性作为劳动主体，如何做出是否参与经济活动的决策，但是忽略

了需求方对劳动供给决策的影响。比如,工作机会的多寡既影响她们对未来收入的预期,也影响她们对工作搜寻成本的判断。根据 Todaro (1969) 的逻辑,适合女性的工作岗位的增加,不一定可以提高女性的就业率,但是必定可以提高女性的劳动参与率。本文即是从需求角度来分析女性劳动参与率的影响因素,尤其聚焦于金融发展的影响。申广军(2015)在“资本—技能互补”假说的基础上证明,金融发展及其带来的资本深化能够有效地提高企业对技能工人的相对需求;而 Galor & Weil (1996) 则指出,女性在技能劳动方面具有比较优势。结合这两点,我们认为金融发展能够提高企业对女性工人的相对需求,而女性就业机会的增长鼓励更多女性进入劳动力市场,进而提高女性的劳动参与率。

本文实证地检验了金融发展与女性劳动参与决策的关系。首先,我们利用城市层面的数据直接考察了金融发展与女性劳动参与率的关系,金融发展程度可以解释女性劳动参与率地区差异的 17%。其次,我们匹配了北京大学中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)的微观个体数据与《中国城市统计年鉴》的金融发展数据,考察一个地区的金融发展程度如何影响女性参与经济活动的概率。分析表明,金融发展程度提高一个标准差,女性进入劳动力市场的概率提高 3~4.3 个百分点,或者说提高 6%~8%。并且,这一结论对替代的指标或者不同的设定都十分稳健。金融发展对女性劳动参与率的积极作用既得益于就业率的提高,也得益于更多的女性进入劳动力市场搜寻工作。与理论分析一致,金融发展对高学历女性的影响更为强烈,而对男性则没有显著的影响。

通过“资本—技能互补”和女性的技能比较优势这两个假设,本文首先将金融市场与女性就业联系起来。这一方面为金融发展如何促进经济增长提供了一个新的传导渠道,即通过鼓励女性参与经济活动,从而提高潜在的经济产出。另一方面,本文的分析也有助于理解女性劳动参与决策和劳动力市场的性别结构等问题。女性劳动参与率与其他经济变量一样,实际上也是供需双方相互作用而最终实现的均衡结果。以往研究往往强调供给方的决策,忽略了需求方的影响。本文则从需求角度来说明,市场对女性劳动的需求同样通过改变潜在收益与成本而影响女性劳动参与率。

本文结构如下。第二部分分析本文的核心假设,并讨论金融发展对女性劳动参与率的影响机制。第三部分和第四部分分别从城市层面和个人层面进行实证分析。最后第五部分总结全文。

二 假设与机制分析

本文的分析基于两个基本的假设，一是“资本—技能互补”，二是女性在技能劳动方面具有比较优势。本节将首先讨论这两个假设在中国的适用性，然后具体分析金融发展如何通过“资本—技能互补”影响劳动力市场对女性劳动的需求。

（一）对假说的说明

“资本—技能互补”假说最早由 Griliches（1969）正式提出，并使用美国人口普查与制造业调查数据进行了验证。该假说认为，附着“技能”或者“教育”的劳动比“原始”的劳动与物质资本的替代性更弱^①。其后，许多经济学家对“资本—技能互补”假说进行了反复验证。虽然也有研究认为“资本—技能互补”只是经济发展特定阶段的现象（Goldin & Katz，1998），但是更多的实证分析证实了这一假说^②。对“资本—技能互补”的信念使得许多经济学家致力于修正标准的新古典生产技术，以解释增长、贸易以及收入分配等核心问题。申广军（2015）使用2004年工业企业数据，通过超越对数生产函数方法估计了中国工业部门资本与技能劳动和非技能劳动的替代弹性，发现不管如何区分技能劳动和非技能劳动，资本与技能劳动的替代弹性总是小于其与非技能劳动的替代弹性，且前者总是在区间 $[0, 1]$ 之间，后者总是大于1。这与文献中的典型估计相一致，因此可以认为“资本—技能互补”假说符合当前中国的现实情况。

与“资本—技能互补”假说得到频繁的验证与广泛的支持不同，女性是否具有技能比较优势并未引起深入的讨论，但是仍有不同来源的资料提供了间接的证据。许多研究者都观察到女性在非技能劳动（通常是体力劳动）方面具有明显的劣势，如黄宗智（2000）、费孝通和张之毅（2006）都发现女性雇工的劳动价值远低于男性。但是男性和女性在技能劳动方面并没有明显的性别差异，这可能是因为技能（或教育）在很大程度上是由智力水平决定的。而正如美国心理学会于1994年出版的报告 *Intelligence: Knowns and Unknowns* 总结的那样，不同性别的智力均值没有显著的差别。综合上述在技能劳动和非技能劳动方面的性别对比——女性在非技能劳动

① 这篇文献经常将“技能”与“教育”等同，技能工人即具有较高教育水平的工人。本文也遵循这一传统，不加区分地使用技能与教育两个术语。

② 申广军（2015）综述了对“资本—技能互补”假说进行验证和应用的文献。

方面劣势明显，在技能劳动方面没有劣势——这正好说明女性在技能劳动方面具有比较优势。

Black & Juhn (2000) 研究了为何美国女性越来越多地进入“传统上被男性占据的行业”，1967年这些行业中女性的从业比重不足20%，而到1997年竟然达到了40%。他们发现，除了歧视程度降低、婚姻解放与生育模式改变等原因，技能需求的变动更是发挥了重要的作用。技能偏向型技术进步导致企业对技能劳动的需求扩张，而女性更多地进入这些需要技能的行业正是对技能需求变动的合理反应，这佐证了女性在技能劳动方面的比较优势。中国家庭追踪调查(CFPS) 2010年数据也可以提供更有力的证明。图1是按教育程度和性别计算的工资情况。工资随着教育程度而提高，但是女性工资增长得更快。对于文盲/半文盲群体，女性工资是男性工资的22%。这一比例随教育程度的提高而稳步上升。对于本科及以上学历群体，这一比例上升至71%，显示高学历(技能)女性虽然仍然存在劣势，但是与较低学历的女性相比，情况已经大有改观。如果工资能够较好地反映劳动者的生产率，图1说明女性与男性在生产率方面的差距随着教育提高而不断缩小，女性虽然总是居于劣势，但是在技能劳动方面确有比较优势。

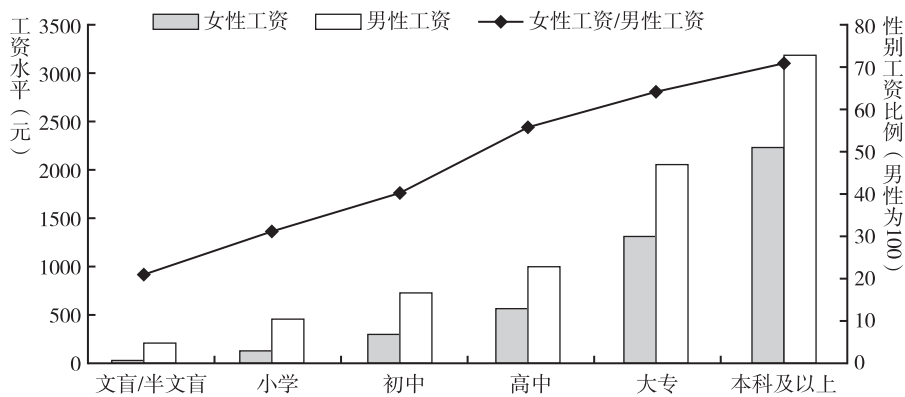


图1 性别工资差异：按教育分组

资料来源：根据中国家庭追踪调查(CFPS) 2010年数据计算得到。

“资本—技能互补”假说与女性的技能比较优势结合在一起，这意味着资本与女性劳动的替代性更弱（或者互补性更强）。因此，对上述两个假设的验证可以转换成验证它们的一个必要条件：资本与女性劳动的替代弹性小于其与男性劳动的替代弹性。申广军(2015)利用2004-2007年的工业企业数据，使用Duffy et al. (2004)的方法计

算了资本与不同性别劳动的替代弹性，发现这一必要条件确实成立，男性劳动与资本的替代性显著强于女性劳动。

（二）机制分析

金融发展对女性就业的影响主要通过两个环节实现。一是金融发展使得企业的资本投入增加，这将提高现有劳动力的边际产出，进而提升企业的劳动力需求。同时由于技能劳动力相较于非技能劳动力，与资本间的替代弹性更低（或者说前者互补性高于后者），因此技能劳动力的需求提升幅度将会更大。二是女性在技能劳动力部门有比较优势，如果将这种比较优势理解为女性在技能型工作中更容易替代男性的话，那么高技能女性劳动需求还会进一步提高。

以上两点因素，都会使得金融发展程度与高技能女性的劳动力需求正相关。但对于非技能女性劳动力，尽管整体上看，非技能劳动力需求有小幅增加，但受限于非技能型劳动上男、女劳动力间较低的替代弹性，因此非技能女性劳动力需求上升将十分有限。下面我们将对上述环节进行逐一说明。

1. 金融发展提高技能劳动力的相对需求

首先可以证明，资本增加对技能/非技能劳动需求的影响是非对称的。我们将“资本—技能互补”假说记为：

$$\sigma_{ks} < \sigma_{kl}$$

其中， k 、 s 和 l 分别代表资本、技能劳动和非技能劳动， σ 为替代弹性。根据 Allen (1938) 有：

$$\sigma_{ks} = \frac{F_k F_s}{F F_{ks}}, \quad \sigma_{kl} = \frac{F_k F_l}{F F_{kl}}$$

这里 F 表示生产函数，因而 F_k 为资本的边际产出，其他定义相似。因此：

$$\sigma_{ks} < \sigma_{kl} \Leftrightarrow F_s F_{kl} < F_l F_{ks} \Leftrightarrow \frac{\partial(F_s/F_l)}{\partial k} > 0$$

可见，当金融发展允许资本投入 k 增加时，技能劳动相对于非技能劳动的边际生产率提高幅度更大，因此资本深化伴随着更多地使用技能劳动。我们将这一性质总结为如下引理：当金融发展使得企业资本投入增加时，技能劳动力相对非技能劳动力的需求也会相应上升。

2. 技能劳动力相对需求的上升对女性劳动力需求的影响

下面我们考察技能/非技能劳动力相对需求的变化对女性/男性相对需求的影响。首先，技能劳动 s 、非技能劳动 l 都可视为由相应技能水平的男性、女性共同提供的复

合劳动。假设复合方式均为 CES (常数替代弹性) 函数形式^①, 即:

$$s = A^s [(m^s)^{\rho^s} + (f^s)^{\rho^s}]^{\frac{1}{\rho^s}}$$

$$l = A^l [(m^l)^{\rho^l} + (f^l)^{\rho^l}]^{\frac{1}{\rho^l}}$$

其中, A^s 、 A^l 分别是技能劳动和非技能劳动的平均生产率。 m^s 、 m^l 代表技能劳动力和非技能劳动力中分别使用的男性劳动力数量。类似的, f^s 、 f^l 表示相应的女性劳动力数量。男/女劳动力在技能和非技能部门中的替代弹性分别为 $1/(1-\rho^l)$ 和 $1/(1-\rho^s)$ 。

为了在模型中引入“女性在技能劳动方面存在比较优势”这一特性, 我们假定 $\rho^l < \rho^s \leq 1$, 即替代弹性满足 $0 < 1/(1-\rho^l) < 1/(1-\rho^s)$ 。这意味着在技能劳动力部门中, 女性对男性的替代弹性更高。从直觉上理解, 男/女在工作上的性别差异, 会更多体现在非技能劳动方面 (如可承受的体力劳动强度上的差异), 这将使得女性对男性劳动力的替代性较弱。但在技能型劳动方面 (如文职、教职类), 女性和男性在生产上的差异性减小, 可替代性提高。

假设 1: 在技能劳动力上, 男性和女性的替代性更强, 即 $\rho^l < \rho^s \leq 1$ 。

下一步, 我们将金融发展带来的对技能/非技能劳动力的相对需求变化关联到对相应技能水平的女性劳动力需求的变化。为了简化分析, 此处做以下假设:

假设 2: 高/低技能部门的男性劳动力供给均是无弹性的。

这一假设的合理性在于, 女性除了工作之外, 往往还可以选择进入家庭部门 (home-sector), 但这一选项对于大部分男性却不适用。大量的实证证据也表明女性的劳动力供给弹性大于男性 (Killingsworth, 1983; Heckman, 1993)。

在 CES 复合形式的函数设定下, 对两类技能劳动力总需求取对数, 并求全微分后得到^②:

$$d \ln f^s = \frac{(m^s)^{\rho^s} + (f^s)^{\rho^s}}{(f^s)^{\rho^s}} d \ln s = \left(\frac{s}{A^s f^s} \right)^{\rho^s} d \ln s$$

$$d \ln f^l = \frac{(m^l)^{\rho^l} + (f^l)^{\rho^l}}{(f^l)^{\rho^l}} d \ln l = \left(\frac{l}{A^l f^l} \right)^{\rho^l} d \ln l$$

可以看到对技能/非技能女性的劳动需求变化来自于两种效应。一是规模效应, 即

① 此处没有引入表示“男/女劳动力相对生产率”的参数, 文献中常见的写法是将技能/非技能劳动力写为: $s = A^s [(m^s)^{\rho^s} + (h^s f^s)^{\rho^s}]^{\frac{1}{\rho^s}}$, $l = A^l [(m^l)^{\rho^l} + (h^l f^l)^{\rho^l}]^{\frac{1}{\rho^l}}$ 。考虑到女性在技能劳动力部门有生产率上的比较优势, 那么在 $h^s > h^l$ 的假设下, 女性在技能劳动力工作中将获得更高的相对工资, 这将进一步从供给面促进技能女性就业。

② 微分后没有 $d \ln m^s$ 项是基于男性劳动供给无弹性的假设。

对技能/非技能劳动力总需求的变化。这一效应对于技能型女性劳动力影响更大，这是由于在最终品生产层面，资本投入增加会更多地增加对技能劳动力的需求（ $d\ln s > d\ln l$ ）。另一方面，在技能/非技能劳动力内部还有男性、女性劳动力之间的替代效应，反映为 $(l/A^l f^l)^{\rho^l}$ ， $l = s, l$ 。这取决于两个因素：经生产率调整后的女性劳动力单位产出 $(l/A^l f^l > 1)$ ，以及男女劳动力间替代弹性。给定前者来看， $\rho^s > \rho^l$ 意味着给定同等幅度的技能（非技能）劳动力需求，技能部门的女性劳动力需求增幅越大。由此可见，无论是技能/非技能劳动力相对需求的上升，还是技能劳动力内部男女工人间更高的替代弹性，都将提升技能型女性劳动力需求。

3. 特殊函数形式举例

为了更直观地剥离出规模、替代两种效果，下面以一个特例进行说明：假定男、女工人在技能劳动方面完全替代；在非技能劳动方面完全互补。这意味着劳动力复合方程中 $\rho^s = 1$ 而 $\rho^l = -\infty$ ，此时技能劳动 $s = A^s(m^s + f^s)$ ，而非技能劳动 $l = A^l \min\{m^l, f^l\}$ 。当金融发展导致技能劳动的相对需求上升时，技能/非技能女性劳动的相对需求变动可表示为：

$$\frac{f^s}{f^l} = \frac{s/A^s - \bar{m}^s}{\min\{l/A^l, \bar{m}^l\}}$$

其中，两类男性劳动力需求分别以 \bar{m}^s 和 \bar{m}^l 表示，这是因为假定了男性劳动供给无弹性，可视为外生给定。不难看出，当非技能劳动力总需求低于男性非技能工人数量时 $(l/A^l < \bar{m}^l)$ ，部分男性非技能劳动力失业，相应女性非技能劳动力随着总需求 l 而变化。此时：

$$\frac{f^s}{f^l} = \frac{s/A^s - \bar{m}^s}{l/A^l}$$

随着金融发展， s/l 相对需求不断上升， f^s/f^l 也将相应上升，这就是我们前面提到的规模效应。

但当 $l/A^l > \bar{m}^l$ 时，由于非技能劳动力部门中男女劳动力完全互补，受限于男性非技能劳动力的供给，女性非技能劳动力的需求无法增加，此时：

$$\frac{f^s}{f^l} = \frac{s/A^s - \bar{m}^s}{\bar{m}^l}$$

可见两类技能水平劳动力内部，男女不同的替代弹性将进一步提高 f^s/f^l 。

从上面的例子容易看出,需求面的影响主要体现在技能女性劳动力上。而对于非技能女性劳动力,其需求尽管也可能随着 l 上升而在绝对水平上提高,但受限于非技能部门内的低替代弹性,非技能女性劳动力的需求变化可能并不显著^①。

综上所述,技能型劳动力需求的相对上升,以及女性在技能劳动方面的比较优势(更高的替代弹性),都将提高对技能女性的劳动需求。但对于非技能女性,由于她们在非技能工作中与男性的替代弹性较低,因此非技能女性的劳动需求变化较小。

三 金融发展与女性劳动参与率

我们先使用城市层面的加总数据,直接分析金融发展与女性劳动参与率的关系。城市层面的女性劳动参与率是根据2005年全国1%人口抽样调查的微观数据计算的各地级市女性劳动参与率($FLFPR$),即女性经济活动人口(包括就业者和失业者)占女性劳动年龄人口的比率,其计算公式如下:

$$FLFPR = \frac{Employed + Job_Searcher}{Age_{16-55} - Students - Disabled}$$

其中,分子为已就业($Employed$)和正在找工作($Job_Searcher$)的女性人口数量,分母为16~55岁女性人口(Age_{16-55})减去学生($Students$)和残疾人士($Disabled$)数量。在2005年全国1%人口抽样调查微观数据中,所有15岁以上人口都需要报告上周是否参加工作,回答“是”或者“在职休假、学习、临时停工或季节性歇业未工作”的都被视为已就业。在回答“未做任何工作”的人群中,根据上周没有工作的原因,将“在校学习”和“丧失劳动能力”视为非劳动力人口。根据对问题“三个月内是否找过工作”的回答,失业者被分为“正在找工作”和“退出劳动力市场”两类,前者仍被视为经济活动人口。

主要解释变量是根据《中国城市统计年鉴》计算的各市信贷总量与国内生产总值(GDP)的比值($LOAN_GDP$),用以衡量金融发展程度(申广军等,2015)。由于女性劳动参与率只有2005年的数据,因此只能进行横截面的分析,即估计以下方程

$$FLFPR_i = \alpha + \beta LOAN_GDP_i + X_i\gamma + \mu_i$$

其中, X_i 是控制变量,主要包括以下变量:第一,男性劳动参与率,用以衡量当

① 在所举的特例中,易见当 $l/A^l > \bar{m}^l$ 时,即使 l 需求提高,非技能女性劳动力需求也不发生变化。

地居民对劳动的偏好程度，预计其与女性劳动参与率正相关；第二，女性人口比重，用以衡量当地性别结构，如果适用于女性的劳动岗位较为固定，那么该变量与女性劳动参与率负相关；第三，平均生育率，由于孩子多的母亲更倾向于不参与市场工作，因此该变量与女性劳动参与率应该负相关；第四，平均工资水平，一方面表征工作岗位的吸引力，另一方面也衡量了配偶的可能收入，其对女性劳动参与率的影响不确定；第五，第二产业和第三产业的就业份额，考虑到女性在第一产业更具有劣势，可以粗略地说女性在第二产业和第三产业具有比较优势，因此这两个变量应该对女性劳动参与率有正的影响；第六，由于人均GDP与金融发展指标高度正相关，如果不控制人均GDP，会因遗漏变量得到不一致的估计系数；第七，私营经济份额用来衡量当地经济的活跃程度，经济越活跃的地区，女性越有可能进入劳动力市场参与经济活动；第八，城市化率是城镇人口占总人口的比重，该指标还可以反映农村劳动力可能对劳动力市场造成的影响：农村劳动力越多，越可能冲击非技能工作岗位，而增强技能劳动的边际生产率，从而提高技能劳动的需求，进而引起女性劳动参与率提高，因此城市化率与女性劳动参与率可能存在负相关。此外，回归中还控制了省级固定效应以尽可能减少不可观测因素的影响。

实证结果报告在表2。第(1)列使用2005年的解释变量，金融发展程度与女性劳动参与率正相关，但是统计上并不显著。这可能是由于金融发展发挥作用需要一定的时滞。当使用2004年的数据时(第2列)，金融发展对女性劳动参与率的影响在5%的水平上显著为正了。根据第(2)列的系数，金融发展程度提高一个标准差(2004年为0.45)，女性劳动参与率可以提高1.1个百分点($=2.55 * 0.45$)。考虑到当年女性劳动参与率为70.5%，标准差为6.44%，因此一个标准差的金融发展变动可以引起女性劳动参与率变动1.6% ($=1.1/70.5$)，或者说金融发展可以解释女性劳动参与率地区差异的17% ($=1.1/6.44$)。第(3)列使用2003年的金融发展指标，得到了1%的水平上显著为正的回归系数，并且该系数在数值上与前一列非常接近，显示了回归结果的稳健性。控制变量的符号也与预期基本一致。比如，男性劳动参与率与女性劳动参与率高度正相关，可能反映了一个地区对劳动的偏好程度越强，男性和女性都会更倾向于进入劳动市场。女性人口比重则显著地降低了女性劳动参与率，这反映了女性工人之间的竞争情况。生育率对女性参与经济活动有负向影响，但是并不显著，可能是由于计划生育政策之后，女性生育率的地区差异不大(标准差为0.176)。其他控制变量的系数不再一一解释。总之，表2的回归证明，金融发展程度较高的地区，女性劳动参与率也较高。

表2 金融发展与女性劳动参与率：城市数据

	因变量:女性劳动参与率		
	2005年	2004年	2003年
	(1)	(2)	(3)
金融发展	1.8026 (1.1498)	2.5484 ** (1.0438)	2.8882 *** (1.0403)
男性劳动参与率	0.4620 *** (0.1139)	0.4907 *** (0.1126)	0.4981 *** (0.1146)
女性人口比重	-0.4910 *** (0.1484)	-0.4903 *** (0.1447)	-0.4840 *** (0.1446)
平均生育率	-4.1245 (2.6935)	-4.4642 * (2.6945)	-4.1678 (2.6605)
平均工资	1.3047 (2.6426)	1.6937 (2.5657)	-1.0470 (0.7428)
第二产业雇佣份额	0.2152 *** (0.0738)	0.2327 *** (0.0776)	0.1140 ** (0.0461)
第三产业雇佣份额	0.1919 ** (0.0789)	0.1719 ** (0.0812)	0.0262 (0.0447)
人均GDP(对数)	0.5561 (1.2463)	0.5588 (1.1974)	1.8177 * (0.9670)
私营经济份额	0.8226 (2.0365)	0.9799 (1.9881)	0.5676 (1.9824)
城市化率	-2.2510 (4.1080)	-6.0380 (4.1970)	-8.2398 ** (4.1156)
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	259	258	261
R ²	0.5535	0.5677	0.5588

注：括号内为异方差稳健标准误，***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》和2005年1%人口抽样调查数据计算得到。

四 金融发展与个人劳动决策

(一) 数据与变量

上一节从城市层面分析了金融发展与女性劳动参与率的关系，但是无法帮助我们

理解背后的影响机制。本节转向对微观个体的分析，考察金融发展如何影响女性是否参与经济活动的决策。所用数据为北京大学中国社会科学调查中心提供的2010年中国家庭动态跟踪调查（CFPS）数据，该数据旨在通过对全国代表性样本村居、家庭、家庭成员的跟踪调查，反映中国的经济发展与社会变迁。目前CFPS 2010年全国代表性样本数据来源于25个省级行政区^①、107个县（区、县级市），424个行政村（居），共有9661个家户和21812个成人样本。其中城镇家户数量为4711户，农村家户数量为4950户。本章主要分析城镇女性居民的劳动参与情况，因此只使用城镇女性居民子样本。具体来说，2010年CFPS数据包括5094位城镇地区劳动年龄（16~55岁）女性居民^②，根据她们对几个涉及当前就业状态问题的回答，我们将其中有工作的2716人、正在找工作的524人和正在参加培训的4人都视为经济活动人口（如表3）。根据样本计算的女性劳动参与率为63.7%，略低于国际劳工组织的估计（约66.5%）。

表3 就业状态分布与变量定义

问题与变量	G3:您现在有工作吗?	J1:过去的1个月,您是否积极努力地去找工作了?	J101:您目前没有工作的原因是什么?	是否经济活动人口	是否就业人口	是否正在找工作
答案及人数	有(2716)	/	/	是	是	/
	无(2378)	是(524)	/		否	是
		否(1854)	在职培训(4)		否	是
			其他(1850)	否	否	否

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010年数据计算得到。

我们匹配了CFPS 2010数据和《中国城市统计年鉴》的部分变量，仍然使用信贷市场的相对规模（当地金融机构贷款余额与GDP的比值）衡量金融发展程度。为了避免可能的反向因果关系，并允许金融发展对就业的影响具有一定的时滞性，我们使用2009年的金融发展指标。为了检验分析结果的稳健性，其他衡量金融发展的指标也会被采用，如居民储蓄余额与GDP的比值（鲁晓东，2008）和金融行业从业人员比重（李力行、申广军，2015）。基准回归中，我们使用logit模型估计以下方程：

$$LABOR_{ij} = \alpha + \beta FD_j + X_{ij}\gamma + \mu_i$$

其中， $LABOR_{ij}$ 是处于j地的个人i是否为经济活动人口，如果是，则 $LABOR_{ij} = 1$ ，

① 未在调查之列的有内蒙古、海南、西藏、青海、宁夏和新疆。

② 已经剔除在校学生和伤残人士。

否则为0。 FD_j 是 j 地的金融发展程度。遵循文献的传统,我们控制了丰富的变量来提高估计的一致性,包括可能影响就业决策的个人特征(教育年限、年龄、婚姻、健康状况、民族与党员身份等)、家庭特征(家里是否有老人或儿童、家庭人均收入)、地区经济特征(人均收入、平均工资、就业率)和地区人口结构(移民比重、人口年龄结构、城镇化率与人口规模等)。表4报告了主要变量的描述统计。

表4 主要变量的描述统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
是否为经济活动人口	4708	0.64	0.481	0	1
是否已经有工作	4708	0.53	0.499	0	1
是否正在找工作	2212	0.23	0.42	0	1
信贷/GDP	4708	1.63	0.875	0.45	4.34
储蓄/GDP	4241	1.04	0.624	0.15	2.69
金融业从业人员比重(%)	4241	7.31	2.345	2.09	14.71
教育年限(年)	4706	8.61	4.471	0	23
民族(汉族=1)	4708	0.96	0.196	0	1
是否党员(是=1)	4708	0.05	0.213	0	1
年龄	4708	38.96	10.027	16	55
婚姻(在婚=1)	4708	0.87	0.34	0	1
自评健康	4708	1.65	0.802	1	5
家里有老人	4708	0.16	0.365	0	1
家里有16岁以下儿童	4708	0.52	0.499	0	1
家里有6岁以下儿童	4708	0.27	0.446	0	1
社会资本(亲朋数量)	4708	8.54	10.346	0	140
家庭人均净收入(对数)	4456	9.07	0.972	0.92	12.85
平均工资(对数)	4431	10.39	0.375	9.84	11.06
第二产业就业份额(%)	4708	43.38	10.194	7.40	69.94
移民比重	4639	0.09	0.34	0	1
人均收入(对数)	4708	10.63	0.986	8.60	12.68
平均教育年限(年)	4708	9.83	1.313	7.24	12.78
就业率	4708	0.63	0.109	0.43	0.87
20~59岁人口比重(%)	4708	66.12	5.825	46.73	78.95
人口规模(对数)	4708	13.29	0.809	10.82	15.91
城镇化率(%)	4708	45.99	28.685	4.16	96.81
性别比(男性=100)	4708	110.77	9.164	91.43	154.62

资料来源:根据中国家庭追踪调查(CFPS)2010年数据计算得到。

(二) 实证分析

表5报告了基准回归结果。因变量为是否为经济活动人口的虚拟变量，主要解释变量是以地区信贷余额与GDP比重衡量的金融发展程度。第(1)列是没有添加控制变量(除了省份固定效应)的回归结果。金融发展的系数在1%的水平上显著为正,说明金融发展确实影响女性参与经济活动的可能性。根据第(1)列的系数,金融发展程度提高一个标准差的水平(2009年为0.88),女性参与经济活动的概率提高4.3个百分点。考虑到当年女性劳动参与率为63.7%,一个标准差的金融发展程度变动可以引起女性劳动参与率在同方向变动大约8%。因此金融发展对女性劳动参与决策不仅在统计意义上,而且在经济意义上都十分显著。从第(2)列到第(4)列逐次控制了个人层面、家庭层面和地市层面的经济社会变量,金融发展的系数逐渐减小并且显著性减弱,说明由于遗漏变量导致第(1)列的估计系数向上偏误。然而,即使在最后一列控制了县级变量以后,金融发展指标的系数仍在5%的水平上显著为正,且其数值与前几列也较为接近。即使按照最后一列的系数,金融发展程度提高一个标准差也能使女性参与经济活动的概率提高3个百分点。其他控制变量的符号也与文献保持一致,并且符合我们的直觉。比如,教育年限、党员身份对参与劳动有积极作用,而较大的年龄、在婚或者家里有6岁以下儿童都显著地抑制了女性参与经济活动的可能性。

表5 基准回归

	因变量:是否为经济活动人口				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
金融发展	0.2185*** (0.0710)	0.1798** (0.0742)	0.1786** (0.0782)	0.1240* (0.0702)	0.1791** (0.0746)
教育年限		0.0802*** (0.0085)	0.0723*** (0.0093)	0.0687*** (0.0096)	0.0762*** (0.0100)
少数民族		0.0002	-0.1706	-0.1685	-0.1581
党员		1.1449***	1.1101***	1.1934***	1.1913***
年龄		-0.0239***	-0.0407***	-0.0422***	-0.0411***
婚姻		-0.4607***	-0.2374**	-0.2357*	-0.2665**
健康		0.0059	0.0071	0.0181	0.0010
家里有老人			0.0994	0.0972	0.1272
家里有16岁以下儿童			0.0420	0.0435	0.0371
家里有6岁以下儿童			-0.9073***	-0.9319***	-0.9410***

续表

	因变量:是否参与劳动				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
社会资本			-0.0032	-0.0034	-0.0039
家庭人均净收入			0.0714 *	0.0479	0.0572
平均工资				0.1131	0.0014
第二产业就业份额				0.0077 *	0.0055
移民比重					0.1365
人均收入					0.2143 **
平均教育水平					-0.1501 *
就业率					2.9389 ***
20~59岁人口比重					-0.0203
人口规模					-0.1714 **
城镇化率					0.0092 *
性别比					-0.0033
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4708	4706	4455	4183	4117

注：限于篇幅，未报告其他控制变量的标准误；***、**和* 分别代表在1%、5%和10%的水平上显著；括号内标准误聚类到县级层面。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010年数据计算得到。

信贷余额与GDP的比值作为信贷市场相对规模的指标，只是衡量了金融发展程度的一个方面。因此，有必要使用不同的金融发展指标进行稳健性检验。表6前两列分别使用金融业从业人数在就业中的份额和居民储蓄余额与GDP比值度量金融发展，发现二者与女性是否参与经济活动仍然显著正相关，说明金融发展确实有助于提高女性劳动参与率。上文分析指出，金融发展之所以有这样的积极作用，是因为易于融资从而更多使用资本进行生产的企业会更多地雇佣技能劳动，以及女性在技能劳动方面具有比较优势。这说明金融发展对女性劳动参与率的促进作用一方面是通过提高女性工作机会实现的，另一方面是因为女性工作机会较多而鼓励更多的女性进入劳动力市场。因此，在表6的第(3)~(4)列，我们分别以“女性是否有工作”和“失业女性是否正在找工作”两个虚拟变量作为因变量，将金融发展对女性劳动参与率的作用分解为两部分。回归结果显示，金融发展确实增加了女性就业的概率，并且鼓励更多的女性参与到求职队伍。

表 6 初步检验：替代指标

	是否为经济活动人口		是否有工作	是否正在找工作	男性是否为经济活动人口
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
金融业就业比重	0.0388 ** (0.0186)				
储蓄/GDP		0.1816 * (0.1033)			
贷款/GDP			0.1448 * (0.0804)	0.3083 ** (0.1576)	0.0861 (0.0907)
观测值	4117	4117	4117	1954	3724

注：限于篇幅，未报告其他控制变量的系数；***、**和* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；括号内标准误差群聚到县级层面。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年数据计算得到。

最后，我们分析金融发展对男性劳动决策的影响，见表 6 第（5）列。这种影响在理论上是模糊的：一方面，金融发展通过允许企业更多地使用资本生产，从而提高各类劳动（包括男性劳动）的边际生产率，劳动需求增强了；另一方面，金融发展使得劳动需求更偏向女性劳动（和技能劳动），对男性劳动有一定的替代作用。回归结果显示总的效果仍然是正向的，但是统计上不显著，并且系数小于对女性劳动的影响。这说明金融发展带来的劳动需求提升确实更偏向具有技能比较优势的女性劳动。

金融发展对女性劳动参与决策的影响强于男性，主要是由于资本与技能劳动的替代弹性较弱，而女性在技能劳动方面具有比较优势。因此，金融发展主要是促进了高技能、高学历女性的劳动参与。上述分析为我们提供了一种新的检验方法：考察金融发展如何影响不同教育层次的女性进行劳动参与决策。表 7 前两列以高中学历为分界线，发现金融发展可以显著地增加高中及以上学历者进入劳动力市场的可能性，但是对高中以下学历者没有类似的作用。第（3）列进一步增加了金融发展与教育年限的交互项，该变量的系数显著为正，说明教育年限越高的女性，越容易受到金融发展对其进入劳动力市场的激励，这与前述分析完全一致。第（4）列同样用储蓄数据做了类似的检验，得到了类似的结果，此处不再赘述。最后一列分析男性劳动参与决策是否存在这样的异质性，理论上对交互项的系数仍旧没有明晰的预测，因为虽然金融发展对技能劳动的需求提升强于非技能劳动（这预测交互项系数为正），但是男性在技能劳动方面比非技能劳动方面面临着更强劲的女性竞争（这预测

交互项系数为负)。实证结果显示前者作用更强,交互项系数为正,但是仍然没有在10%的水平上显著。

表7 教育层次的异质性

	女性是否为经济活动人口				男性是否为经济活动人口
	高中以下学历	高中及以上学历	全样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	
贷款/GDP	0.0773 (0.1384)	0.2632* (0.1414)	-0.0215 (0.1289)		-0.1065 (0.1658)
教育年限	0.2217*** (0.0252)	0.0442** (0.0174)	0.0388** (0.0190)	0.0466*** (0.0169)	0.0125 (0.0280)
贷款/GDP * 教育年限			0.0234** (0.0102)		0.0221 (0.0161)
储蓄/GDP				-0.0643 (0.1560)	
储蓄/GDP * 教育年限				0.0295** (0.0139)	
观测值	1835	2282	4117	4117	3724

注:限于篇幅,未报告其他控制变量的系数;***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著;括号内标准误差群聚到县级层面。

资料来源:根据中国家庭追踪调查(CFPS)2010年数据计算得到。

五 结论

金融发展将改变企业劳动需求的技能/非技能结构,提高对技能劳动的相对需求。结合女性在技能劳动方面具有比较优势的假说,本文提出并验证如下命题:金融发展将鼓励企业更多地使用技能劳动,进而从需求面促进女性参与劳动,尤其是高技能女性。我们首先从城市层面考察了金融发展与女性劳动参与率的关系,发现地区间金融发展程度的差异确实显著地影响了女性的劳动参与决策:金融发展程度变动一个标准差,女性劳动参与率同方向变动1.1个百分点。我们还使用CFPS 2010年的微观个体数据,分析了金融发展影响女性劳动参与率的机制,发现金融发展的确鼓励女性更多地参与经济活动:金融发展程度每提高一个标准差,女性参与经济活动的概率相应地提高8%。我们以教育年限划分,分别考察金融发展对于技能/非技能女性劳动力的影响,发现效果在高教育组最为明显,而对于教育程度较低女性并不显著,与本文假说相符。

此外，金融发展对于男性就业影响效果也并不显著，依照本文逻辑，可以理解为男性在技能劳动方面有“比较劣势”的结果。

本文研究具有明显的政策含义。金融发展将有效提升女性劳动参与的程度，尤其是具有较高技能或者接受较高教育的女性。因此，促进技能型女性进入劳动力市场的关键在于金融发展，使得企业更容易取得资金进行生产技术升级。同时，为了促进非技能型女性就业，一方面可以通过提高其教育水平，使之成为技能劳动力，进入女性具有比较优势的领域；另一方面，政府可以通过一些补贴措施，鼓励企业在非技能型工作中多使用女性劳动，以弥补女性在非技能岗位上的就业劣势。

参考文献：

- 丁仁船（2008），《宏观经济因素对中国城镇劳动供给的影响》，《中国人口科学》第3期，第11-19页。
- 杜凤莲（2008），《家庭结构、儿童看护与女性劳动参与：来自中国非农村的证据》，《世界经济文汇》第2期，第1-12页。
- 费孝通、张之毅（2006），《云南三村》，北京：社会科学文献出版社。
- 葛玉好、曾湘泉（2011），《市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响》，《经济研究》第6期，第45-56页。
- 黄宗智（2000），《长江三角洲小农家庭与乡村发展》，北京：中华书局。
- 赖德胜（2012），《2012中国劳动力市场报告——高等教育扩展背景下的劳动力市场改革》，北京：北京师范大学出版社。
- 李力行、申广军（2015），《金融发展与城市规模：理论与来自中国城市的证据》，北京大学国家发展研究院工作论文。
- 鲁晓东（2008），《金融资源错配阻碍了中国的经济增长吗》，《金融研究》第4期，第55-68页。
- 申广军（2015），《“资本—技能互补”与中国劳动力市场研究》，博士学位论文，北京大学国家发展研究院。
- 申广军、龚雅娴、姚洋（2015），《金融发展与教育回报率的地区差异》，《金融研究》第3期，第131-145页。
- 姚先国、谭岚（2005），《家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析》，《经济研

究》第7期，第18-27页。

- Allen, Roy George Douglas (1938). *Mathematical Analysis for Economists*. London: Macmillan.
- Becker, Gary (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics*, 3(1), S33 - S58.
- Black, Sandra & Chinhui Juhn (2000). The Rise of Female Professionals: Are Women Responding to Skill Demand? *American Economic Review*, 90(2), 450 - 455.
- Blau, David & Philip Robins (1988). Child-Care Costs and Family Labor Supply. *Review of Economics and Statistics*, 70(3), 374 - 381.
- Duffy, John, Chris Papageorgiou & Fidel Perez-Sebastian (2004). Capital-Skill Complementarity? Evidence from a Panel of Countries. *Review of Economics and Statistics*, 86(1), 327 - 344.
- Eissa, Nada & Hilary Williamson Hoynes (2004). Taxes and the Labor Market Participation of Married Couples: the Earned Income Tax Credit. *Journal of Public Economics*, 88(9 - 10), 1931 - 1958.
- Fernández, Raquel (2013). Cultural Change as Learning: The Evolution of Female Labor Force Participation over a Century. *American Economic Review*, 103(1), 472 - 500.
- Fernández, Raquel, Alessandra Fogli & Claudia Olivetti (2004). Mothers and Sons: Preference Formation and Female Labor Force Dynamics. *Quarterly Journal of Economics*, 119(4), 1249 - 1299.
- Galor, Oded & David Weil (1996). The Gender Gap, Fertility, and Growth. *American Economic Review*, 86(3), 374 - 387.
- Goldin, Claudia & Lawrence Katz (1998). The Origins of Technology-Skill Complementarity. *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 693 - 732.
- Griliches, Zvi (1969). Capital-Skill Complementarity. *Review of Economics and Statistics*, 51(4), 465 - 468.
- Heckman, James (1993). What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years? *American Economic Review*, 83(2), 116 - 121.
- Killingsworth, Mark (1983). Union-Nonunion Wage Gaps and Wage Gains: New Estimates from an Industry Cross-Section. *Review of Economics and Statistics*, 65(2), 332 - 336.
- Killingsworth, Mark & James Heckman (1986). Female Labor Supply: A Survey. In Orly Ashenfelter & Richard Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics, Volume 1*. Amsterdam:

Elsevier, pp. 103 – 204.

Kleven, Henrik Jacobsen, Claus Thustrup Kreiner & Emmanuel Saez (2009). The Optimal Income Taxation of Couples. *Econometrica*, 77(2), 537 – 560.

Meyer, Bruce & Dan Rosenbaum (1999). Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers. *NBER Working Paper*, No. 7363.

Todaro, Michael (1969). A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries. *American Economic Review*, 59(1), 138 – 148.

Financial Development and Regional Disparity in Female Labor Force Participation

Shen Guangjun¹ & Zou Jingxian²

(School of Economics, Central University of Finance and Economics¹;
National School of Development, Peking University²)

Abstract: This paper examines the causal relationship between financial development and female labor force participation. Since skilled labor is more complement to capital than unskilled labor, financial development and associated capital deepening will increase the demand for skilled labor. Meanwhile, female workers have comparative advantages in skilled work, so financial development will raise demand for female labor. We empirically test the effect of financial development on female labor force participation rate, and evidence at city level finds a positive correlation between them. Further more, micro data supports the finding that female are more likely to enter labor market in regions with better financial development, and such effect is more significant for those with higher education.

Keywords: financial development, female labor force participation rate, capital-skill complementarity

JEL Classification: G1, J21, J16

(责任编辑：西 贝)